

TÜRKİYE'DE HANEHALKI İŞ BULMA YÖNTEMLERİ İLE İŞGÜCÜ YAPISI ARASINDAKİ İLİŞKİNİN MULTİNOMİNAL REGRESYON YÖNTEMİYLE ANALİZİ*

Noyan AYDIN¹

Öz

Aktif olarak işgücü piyasasında iş arayan işsizlerin mümkün olan en kısa sürede kendi özelliklerine uygun bir iş bulabilmeleri mikro açıdan işsizler makro açıdan da ülke ekonomisi için büyük önem arz etmektedir. Bu amaçla işsizler, genel olarak ya kendileri ya tanıdıkları ya da Türkiye İş Kurumu ve özel istihdam büroları gibi resmi kanallar aracılığıyla bu eylemi gerçekleştirmektedir. Bu çalışmada, Türkiye İstatistik Kurumu'nun Hanehalkı İşgücü Anketi (2014) verilerinden hareketle, Türkiye'de son iki yıl içinde bir işe yerleşmiş olan işgücünün yapısı ile bu işi bulmak için kullanılan yöntem arasındaki ilişki multinominal lojistik regresyon yöntemiyle analiz edilecektir. Böylece, 2000'li yıllarda işgücü piyasasında daha aktif görevler üstlenen Türkiye İş Kurumu ve özel istihdam bürolarının hangi özellikteki işsizler için yeterli aracılık hizmetini yerine getiremediği ortaya çıkarılabilecektir. Ayrıca, eksik ve yetersiz aracılık faaliyeti sunulan işsizlere ilişkin ilgili kurum ve kuruluşların gerekli planlamaları yapabilmelerine de destek olunabilecektir. Analiz bulgularına göre; kategorik bağımlı değişken olan iş bulma yöntemlerinin kategorileri ile yaş, cinsiyet, eğitim, bölge, gelir, çalışma şekli, idari sorumluluk, işyeri türü, kayıtılık ve iş sürekliliği kategorik bağımsız değişkenleri arasında istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar elde edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Hanehalkı işgücü yapısı, iş bulma yöntemi, multinominal lojistik regresyon

ANALYSIS of THE RELATIONSHIP BETWEEN HOUSEHOLD EMPLOYMENT METHODS and LABOR FORCE STRUCTURE in TURKEY by MULTINOMIAL REGRESSION METHOD

Abstract

As soon as possible to find a suitable job for own specifications for active unemployed job seekers in the labor market is very important for the unemployed in terms of micro and for the national economy in terms of macro. For this purpose, the unemployed perform this action in general either themselves or through acquaintances or official channels such as the Turkish Labor Agency and private employment agencies. In this study, the relationship between the method used to find the job and the structure of the labor force have been employed in the last two years in Turkey will be analyzed by multinomial logistic regression method using the data of Turkish Statistical Institute's Household Labor Force Survey (2014). In this way, it can be revealed not enough to fulfill its' brokerage services for the unemployed have what kind of features in terms of Turkish Labor Agency and private employment agencies, which are assuming more active roles in labor market in 2000s. Besides, this study will be support to the relevant institutions and organizations to conduct the necessary planning with regard to the unemployed who are offered incomplete and inadequate intermediation activities to themselves. According to the analysis findings, statistically significant results were obtained relationship between categories of employment methods as dependent variables and age, sex, education, region, income, type of work, administrative responsibility, business type, registration status and business continuity as independent variables.

Keywords: Household labor structure, household employment methods, multinomial logistic regression

JEL Codes: C25, J21, J64, R23

¹ Yrd. Doç. Dr., Dumlupınar Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, noyan.aydin@dpu.edu.tr

Giriş

İşgücü piyasasında iş arayan işsizlerin mümkün olan en kısa sürede kendi özelliklerine uygun bir iş bulabilmeleri hem bireyler ve aileleri hem de ülke ekonomisi için büyük önem taşımaktadır. İş aramakta olan işsizler, ya kendi imkânlarıyla ya tanıdıkları aracılığıyla ya da Türkiye İş Kurumu (İŞKUR) ve onun denetiminde özel olarak faaliyet gösteren özel istihdam büroları gibi kurum ve kuruluşlar vasıtasıyla iş aramaktadırlar. Bu çalışmada, Türkiye İstatistik Kurumu'nun (TÜİK) Hanehalkı İşgücü Anketi (HİA-2014) verilerinden hareketle, Türkiye'de son iki yıl içinde bir işe yerleşmiş olan bireylerin özellikleri ile bu işi bulmak için kullanılan yöntem arasındaki ilişki multinominal lojistik regresyon yöntemiyle analiz edilecektir. Bu çalışma ile amaçlanan, 2000'li yıllardan itibaren işgücü piyasasında daha aktif görevler üstlenen İŞKUR ve özel istihdam bürolarının hangi özellikteki işsizler için yeterli aracılık hizmetini yerine getiremediğinin tespit edilmesidir. Böylece, hem ilgili alandaki literatüre istatistiksel bir bakış açısı kazandırılabilir hem de eksik ve yetersiz aracılık faaliyeti sunulan işsizlere ilişkin ilgili kurum ve kuruluşların gerekli planlamaları yapabilmelerine destek olunabilecektir.

1. Materyal ve Veriseti

Bu çalışmada, işgücünün yapısı ile iş bulma yöntemleri arasındaki ilişki TÜİK'in 393.822 kişiye uyguladığı 2014 yılı HİA mikro veri setinde yer alan ve bir işte istihdam edilmekte olan 51.403 kişiye ait verilerden hareketle ve multinominal lojistik regresyon yöntemi kullanılarak SPSS paket programı aracılığıyla incelenmiştir. Regresyon modelinde, nominal/kesikli yapıda ve 3 kategoriye sahip iş bulma yöntemi değişkeni çoklu logit bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Bağımsız değişkenler olarak da yine kategorik yapıdaki 11 değişkenle analize başlanmış, ancak geriye doğru adımsal multinomial regresyon analizinde elenen medeni durum değişkeni dışındaki 10 kategorik bağımsız değişkenle analiz yapılmıştır. Bağımlı ve bağımsız değişkenler ile ilgili kategorileri Tablo 1 ve Tablo 2'de verilmiştir:

Tablo 1: *Kategorik Bağımlı Değişken ve Düzeyleri*

Bağımlı Değişken	Bağımlı Değişken Düzeyleri
İş Bulma Yöntemi	1: İŞKUR/Özel İstihdam Ofisi Kanalıyla 2: Kendi İmkânlarımla 3: Akraba, Eş-Dost

Tablo 2: *Kategorik Bağımsız Değişkenler ve Düzeyleri*

Bağımsız Değişkenler	Bağımsız Değişken Düzeyleri
1: Bölge	1: Güneydoğu Anadolu 2: Doğu Anadolu 3: Karadeniz 4: İç Anadolu 5: Akdeniz 6: Ege 7:
2: Yaş	1: 15-24 2: 25-34 3: 35-44 4: 45+
3: Eğitim Düzeyi	1: ≤İlkokul 2: Ortaokul 3: Lise 4: Yüksekokul ≥
4: SGK Kayıtlılık Durumu	1: Evet 2: Hayır

5: Gelir Düzeyi (₺)	1: <1000	2: 1000-1500	3: 1501-2000	4: 2000<
6: İş Sürekliliği	1: Sürekli	2: Geçici		
7: Çalışma Şekli	1: Tam Zamanlı	2: Yarı Zamanlı		
8: İdari Sorumluluğun	1: Var	2: Yok		
9: İş Türü	1: Düzenli	2: Düzensiz		
10: Medeni Durum	1: Evli Değil	2: Evli		
11: Cinsiyet	1: Erkek	2: Kadın		

2. Yöntem

2.1 Multinomial Lojistik Regresyon Modeli

Ekonometrik bir modelde koşullu olasılığı tahmin edilmek istenen bağımlı değişken kategorik bir yapıda ve iki şıklı ise ikili (binary) lojistik modeller ya da kısaca ikili logit modeller kullanılmaktadır. Kategorik bağımlı değişken 3 ve daha fazla düzeye sahipse bu durumda model, multinomial lojistik regresyon modeli adını almaktadır. Diğer bir ifadeyle multinomial lojistik regresyon modeli, J kategoriye sahip bir ikili logit modelin genişletilerek $J-1$ sayıda regresyon modeli ile ifade edilmesidir (Long & Freese, 2006).

Logit modellerde, klasik regresyon modelinde olduğu gibi bağımlı değişkenin değerinin tahmin edilmesi yerine onun belirli bir değeri alması olasılığı (P) ile ilgilenilmektedir. Dolayısıyla bağımlı değişken için elde edilecek değerler klasik regresyon modelinin aksine 0 ile 1 değerleri arasında bir olasılık değeri olacaktır (Alpar, 2011: s. 623). Diğer taraftan, kategorik bağımlı değişkenler, hesaplama ve yorumlama kolaylığı açısından 0, 1 ve 2 gibi değerler almaktadır. Bağımsız değişkenler için ise herhangi bir kısıt bulunmayıp sürekli sayısal, kesikli sayısal, sıralı ya da sırasız kategorik nitelikte olabilmektedir (Zortuk, Koç ve Bayrak, 2014).

Bağımsız değişkenlerin tümünün kategorik yapıda olması durumunda log-linear (logaritmik-doğrusal) modeller de kullanılabilir. Ancak, bu çalışmada olduğu gibi çok sayıda kategorik bağımsız değişkenle model kurulmak istendiğinde, log-linear analizin yapılması ve özellikle de yorumlanması oldukça karmaşık bir hal almaktadır. Çünkü log-linear modellerde bağımsız değişkenlerin ana etkileri dışında karşılıklı etkileşimlerin de tüm kombinasyonları modele dâhil edilmektedir (Şıklar, Yılmaz ve Coşkun, 2011).

Multinomial regresyonda bağımlı değişkenin j . kategorisinin elde edilme olasılığı $x_i' \beta_j$ yani ln odds oranı logaritmik dönüşüm ile elde edilir (Powers & Xie, 1999):

$$\ln(P_{ij}/P_{i1}) = (x_i' \beta_j) = x_i' \sum_{k=0}^K \beta_{jk} x_{ik} \quad (1)$$

Burada, K , tahminci sayısını; i , i . gözlemi; x , bağımsız değişkeni; j , bağımlı değişkenin kategorisini ifade eder.

Multinomial regresyon modeli, ikili logit modelin genişletilmiş hali olarak düşünülebilir. Örneğin, bağımlı değişkenin 3 ($J=3$) kategorisi sahip olması durumunda ilgili kategorilerin gerçekleşme olasılıkları aşağıdaki gibi elde edilebilir (Powers et al. 1999):

$$P_{i1} = P(y_i = 1|x_i) = 1/[1 + \exp(x'_i\beta_2) + \exp(x'_i\beta_3)] \quad (2)$$

$$P_{i2} = P(y_i = 2|x_i) = \exp(x'_i\beta_2)/[1 + \exp(x'_i\beta_2) + \exp(x'_i\beta_3)] \quad (3)$$

$$P_{i3} = P(y_i = 3|x_i) = \exp(x'_i\beta_3)/[1 + \exp(x'_i\beta_2) + \exp(x'_i\beta_3)] \quad (4)$$

Burada β_2 ve β_3 , isteğe bağlı olarak seçilebilen referans kategori birinci kategori olduğunda bağımlı değişkenin ikinci ve üçüncü kategorilerine ait etki parametreleridir. Bu doğrultuda, birinci ve ikinci kategori ile ikinci ve üçüncü kategorilerin karşılaştırılabileceği iki farklı lojistik regresyon modeli elde edilebilir. Böylece bir P_{i1} olasılığı için denklem 1'deki ifade, üç olasılığın toplamının bir olması kısıtı altında aşağıdaki şekilde elde edilebilir (Hosmer & Lemeshow, 2000).

$$P_{i1} = 1 - (P_{i2} + P_{i3}) \quad (5)$$

Lojistik regresyon modelinde, bağımlı değişkenin kategorilerinin elde edilme olasılıkları toplamı bire eşittir. Örneğin bağımlı değişken üç kategoriye sahip olduğunda, üç kategorinin elde edilme olasılıkları toplamı bire eşit olacaktır (Hosmer, Lemeshow & Sturdivant, 2013):

$$[P_{i1} = P(y_i = 1|x_i)] + [P_{i2} = P(y_i = 2|x_i)] + [P_{i3} = P(y_i = 3|x_i)] = 1 \quad (6)$$

Genel olarak multinomial regresyon modelinde, j kategorili bir bağımlı değişken için P_{ij} olasılığı aşağıdaki şekilde ifade edilebilir (Liao, 1994):

$$P_{ij} = P(y_i = j|x_i) = \exp(x'_i\beta_j)/[1 + \sum_{j=2}^J \exp(x'_i\beta_j)] \quad (7)$$

Ayrıca, bağımlı değişkenin referans kategoride yer alma olasılığı da aşağıdaki gibidir (Liao, 1994):

$$P_{i1} = P(y_i = 1|x_i) = 1/[1 + \sum_{j=2}^J \exp(x'_i\beta_j)] \quad (8)$$

Multinomial regresyon modeli, n gözlem için en çok benzerlik (maximum likelihood) yöntemiyle ve en çok benzerlik fonksiyonu kullanılarak aşağıdaki şekilde tahmin edilir (Liao, 1994):

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J d_{ij} \log(P_{ij}) \quad (9)$$

Burada, d_{ij} , ilgili kategorinin seçilmesi halinde 1 ve seçilmemesi halinde 0 değerini aldığı bir gölge değişken; P_{ij} , regresyon parametrelerinin doğrusal olmayan bir fonksiyonudur.

Ayrıca, bu denklemdeki parametre tahminleri için Newton-Raphson'ın yinelemeli tahmin süreci kullanılmaktadır (Dajcman, 2013).

İkili logit modelde olduğu gibi multinominal regresyon modelinde de, odds ve odds oranı önemli bir rol üstlenmektedir. Burada, odds oranları bağımlı değişkenin kategorileri için elde edilebilmektedir, ancak modelin parametre tahminleri için, odds oranlarının doğal logaritmalarının alınarak modelin doğrusal biçime dönüştürülmesi gerekmektedir.

Multinominal regresyon modelinde, 1'nci ve j . kategoriler arası odds aşağıdaki gibi elde edilir:

$$P_{ij}/P_{i1} = \exp(x'_i\beta_j) \text{ for } j = 2, \dots, j. \quad (10)$$

Buradan hareketle, log-odds yani logit de bağımsız değişken x_i 'nin doğrusal bir fonksiyonu olacak şekilde şöyle olacaktır (Powers et al. 1999):

$$\ln(P_{ij}/P_{i1}) = (x'_i\beta_j) \text{ for } j = 2, \dots, j. \quad (11)$$

Buna göre, x bağımsız değişkenine ait pozitif bir β katsayısı (dolayısıyla $\exp \beta > 1$), diğer değişkenler sabit kalmak şartıyla x bağımsız değişkenindeki 1 birimlik artışın (ya da bağımsız değişken de katagorik ise, referans olmayan kategorinin seçilmesi halinde) i . gözlemin, referans kategori yerine j . kategoride olması olasılığının “ $\exp \beta$ ” kadar daha fazla olacağına işaret etmektedir. Diğer taraftan, x bağımsız değişkenine ait negatif bir β katsayısı ise (dolayısıyla $0 > \exp \beta > 1$), aynı yorumun bağımlı değişkenin referans kategorisi lehine yapılacağı anlamına gelmektedir. Aşağıda bağımsız değişkeni de katagorik yapıda olan bir modele ait log odds oranı verilmiştir (Powers et al. 1999):

$$\ln \frac{(P_j|x_k=1)/(P_1|x_k=1)}{(P_j|x_k=0)/(P_1|x_k=0)} = \beta_{jk} \quad (12)$$

2.2 Modelin Varsayımları

2.2.1 Doğrusallık

Sürekli yapıdaki bağımsız değişkenler ile logit değeri arasında doğrusal bir ilişki bulunmalıdır. Bunu test etmek için grafiksel yöntemler veya Box-Tidwell yöntemi kullanılabilir. Box-Tidwell yönteminde, sürekli bağımlı değişkenler (X_i) için modele etkileşim terimleri ($X_i \ln X_i$) eklenmekte ve logit ile etkileşim terimi arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunduğu takdirde doğrusallığın olmadığına karar verilmektedir (Alpar, 2011: 628).

2.2.2 Hata Terimlerinin Bağımsızlığı

Veri setindeki gözlem değerleri birbirinden bağımsız olmalı, diğer bir ifadeyle aynı istatistiki karar birimine ait birden fazla eşzamanlı gözlem yer almamalıdır. Ayrıca bu varsayımdan sapma, aşırı yayılıma da sebep olmaktadır (Field, 2009: p. 273).

2.2.3 Çoklu Doğrusal Bağlantı

Bağımsız değişkenler arasındaki yüksek dereceli (0,80 ve üzeri) korelasyonların sebep olduğu çoklu doğrusal bağlantı, parametre tahminlerinin güvenilirliğini azaltmaktadır. Çünkü bu durumda parametre tahmincilerine ait standart hatalar büyüyeceğinden Wald testi hesap değeri büyüyecek ve böylece önemli bir değişken önemsiz gibi kabul edilebilecektir. Bu sebeple, varyans şişirme çarpanının (VIF) 5'ten büyük olmamasına dikkat edilmeli, aksi durumda ilgili bağımsız değişken modelden çıkarılmalıdır (Alpar, 2011: s. 638).

2.2.4 Beklenen Frekans Sayısı

Modelde yer alan değişkenlere ait beklenen frekans değerleri 0 olmamalı, 1'den büyük olmalı ve 5'ten küçük olanlar da toplam gözlem sayısının %20'sini aşmamalıdır. Çünkü uyum iyiliği sınamalarının başarısı buna bağlıdır (Field, 2009: p. 274).

2.2.5 Tam Ayrışım (Complete Separation)

Bağımlı değişken, bağımsız değişkenler tarafından mükemmel bir şekilde tahmin ediliyorsa tam ayrışım söz konusudur. Bu durumda, bağımsız değişken veya değişkenlerin belirli bir değer aralığı için bağımlı değişken 0, diğer aralık için ise 1 değerini almaktadır. Tam ayrışım durumunda parametrelerin standart hataları büyümekte ve bu sebeple de 1.tip hata olasılığı azalmaktadır. Tam ayrışım, özellikle gözlem sayısı yetersiz ve değişken sayısının fazla olduğunda ortaya çıkmaktadır (Field, 2009: p. 275).

2.2.6 Aşırı Yayılım (Overdispersion)

Aşırı yayılım, modelde gözlenen varyansın beklenen varyanstan büyük olması durumudur ve parametre tahmincilerine ait standart hataların çok küçük değerler olarak tahmincilere ait güven aralıklarının daralmasına ve 1.tip hata olasılığının artmasına sebep olmaktadır. Bu durumun tespit edilebilmesi için aşırı yayılım parametresinin (ki-kare veya sapma uyum iyiliği istatistiği / serbestlik derecesi) 1'den büyük ama özellikle de 2'den büyük olmamasına dikkat edilmelidir (Field, 2009: p. 276).

2.3 Değişken Seçimi ve Değişkenlerin Modele Dâhil Edilmesi

Multinomial lojistik regresyon analizini uygulamadan önce ki-kare, iki ortalama arası farkın önemlilik testi veya Mann-Whitney U gibi testler aracılığıyla bağımlı değişkenle ilişkisiz olan bağımsız değişkenler tespit edilerek modelden çıkarılmalıdır. Diğer bir yöntem ise ki-kare testi ile aynı sonucu veren tek değişkenli logit model kurulmasıdır. Bu durumda, p değeri 0,25'ten küçük olan değişkenlerin modele dâhil edilmesi önerilmektedir (Alpar, 2011: s. 637). Ancak, ilgisiz bir bağımsız değişken modelden

dışlanmadan önce, eğer ilgileniliyorsa karşılıklı etkileşim terimlerinin anlamlı olup olmadığını da sınımlıdır.

Lojistik regresyon modelinde deęişkenlerin modele dâhil edilmesinde üç temel yaklaşım bulunmaktadır. Bunlardan ilki zorunlu giriş (enter ya da forced entry) yöntemi ve dięer ikisi de adımsal yaklaşımlardan olan ileriye doğru (forward) ve geriye doğru (backward) regresyon yöntemleridir. Zorunlu giriş yönteminde, tüm deęişkenler bir bütün halinde modele dâhil edilerek tahmin süreci gerçekleştirilir. İleriye doğru seçim yönteminde, önce model sadece sabit terim ile kurulmakta ve sonrasında modele en çok katkı sağlayan bağımsız deęişkenler sırasıyla katkı derecesine göre modele dâhil edilmektedir. Böylece modele katkı sağlamayan yani modelden çıkarıldığında model üzerinde anlamlı bir etki oluşturmayan deęişkenler model dışında bırakılmış olur. Geriye doğru seçim yönteminde ise, önce modele tüm deęişkenler dâhil edilerek tahmin süreci başlatılmaktadır. Daha sonra da modelden çıkarıldığında anlamlı etkiye sahip olmayan deęişkenler ile modelden çıkarıldığında model üzerinde en az etkiye sahip olan deęişkenler etki derecesine göre birer birer modelden çıkarılmaktadır. Zorunlu giriş yöntemi daha çok bir teörinin test edilmesinde kullanılan açıklayıcı bir yaklaşımdır. Adımsal yöntemler ise, herhangi bir teörinin test edilmedięi veya önsel bir çalışmanın olmadığı durumlarda daha çok tercih edilmektedir. Ancak ilgili yazında, baskılayıcı etkiye (suppressor effect) sahip deęişkenlerin model dışında kalarak ikinci tip hatanın artabilmesi riski nedeniyle ileriye doğru seçim yönteminin geriye doğru seçim yöntemine göre daha az tercih edildięi görülmektedir. Burada bahsi geçen baskılayıcı etki, bir başka deęişken(ler) modelde olduğunda ilgili deęişkenin anlamlı bulunması durumudur. Adımsal yöntemlerde deęişkenlerin modele alınmasında veya modelden çıkarılmasında, benzerlik oranı (log-likelihood ratio), Wald testi deęeri ve koşullu (conditional) yaklaşımlar bulunmakta ancak çoğunlukla benzerlik oranı istatistięi tercih edilmektedir. Çünkü özellikle parametrelerin ve onlara ait standart hataların büyük olduğu durumlarda Wald testi deęerlerine güvenilememektedir (Field, 2009: p. 272).

2.4 Parametre Tahmini ve Odds Oranı ($Odds\ Ratio = e^{\beta} = exp\ \beta$)

Logit modelde parametrelerin tahmini için genellikle en yüksek olabilirlik yöntemi kullanılmaktadır. Bu yöntemde, ilgili olasılık fonksiyonundan hareketle gözlenen veri setini elde etme olasılıęını en büyük yapacak şekilde bilinmeyen model parametreleri tahmin edilmektedir. Bu yöntemin alternatifi olarak yinelemeli olmayan ağırlıklandırılmış en küçük kareler ve diskriminant fonksiyonu analizi yöntemleri de kullanılabilir (Alpar, 2011: s. 625). Ancak, örneklem büyüklüęü (n) artıka en yüksek olabilirlik ve yinelemeli olmayan ağırlıklandırılmış en küçük kareler yöntemleri ile benzer asimptotik parametre tahminleri elde edilebildięi ve diskriminant fonksiyonu ile parametre tahmini elde etme sürecinin ise normal dağılıma aşırı duyarlı olması sebebiyle literatürde logit modelin tahminde daha çok en yüksek olabilirlik yöntemi (özelikle sürekli deęişkenlerde) tercih edilmektedir. Böylece en yüksek olabilirlik yöntemiyle tutarlı, yeterli ve asimptotik olarak normal dağılan parametre tahminleri elde edilebilmektedir (Powers et al. 1999).

2.5 Parametrelerinin Anlamlılığının Testi

İstatistiki anlamlılığın sınanan değişkenin modelde olduğu ve olmadığı durumların karşılaştırılmasında daha çok Olabilirlik Oranı (log-likelihood) testi ve Wald testi kullanılmakta olup bazı yazılımlarda skor (score-lagrange multiplier) testine de yer verilmektedir.

2.5.1 Olabilirlik Oranı (log-likelihood) Testi

Bağımlı değişkenin gözlenen ve beklenen değerleri arasındaki uyum, (7)'de verilmiş olan log-olabilirlik fonksiyonundan (LL) hareketle olabilirlik oranı (log-likelihood ratio/LR) testi ile aşağıdaki test istatistiği yardımıyla sınanır:

$$LR = X^2 = 2[LL(\text{bağımsız değişkenli model}) - LL(\text{sabit terimli model})]$$
$$sd = k_{\text{doymuş model}} - k_{\text{temel model}} \quad (13)$$

Burada LR, (10)'da verilen serbestlik derecesi ile asimptotik olarak ki-kare dağılımına uymaktadır. Sapma (deviance) istatistiği adı da verilen LR istatistiği, doğrusal regresyondaki hata kareleri mantığından hareketle F testine karşılık gelmektedir. Dolayısıyla LL istatistiği ne kadar büyükse, gözlenen ve beklenen değerler arasındaki fark o kadar büyüktür. LR testinde, sadece sabit terimin yer aldığı modelin LL'si ile incelenen bağımsız değişkenlerin yer aldığı modele ait LL arasında istatistiki olarak anlamlı bir fark (düşüş) varsa, bağımsız değişkenleri içeren modelin sabit terimli modele göre bağımlı değişkeni daha iyi açıkladığı kabul edilir. Kısaca LR ki-kare istatistiği ki-kare tablo değerinden büyükse modele eklenen değişkenler logit'in kestiriminde anlamlı bir katkı sağlamaktadır (Powers et al. 1999).

2.5.2 Wald Testi

Wald testinde de olabilirlik oranı testinde olduğu gibi en yüksek olabilirlik yöntemi aracılığıyla elde edilmiş β_i katsayılarının tahmin değerlerinden yararlanılır ve Wald testi hesap değeri, ilgili parametre tahmininin standart hatasına bölünmesiyle elde edilir. Wald testi, doğrusal regresyonda olduğu gibi parametrelerin tekil olarak bağımlı değişken (burada logit) üzerinde etkili olup olmadığının sınanmasında kullanılmaktadır. Ancak, Wald testi dikkatli bir şekilde yorumlanmalıdır. Çünkü parametre tahminleri ve dolayısıyla onların standart hataları büyük olduğunda (> 2), Wald testi hesap değeri küçülecek ve böylece 2.tip hata olasılığı da artacaktır (Powers et al. 1999: p. 72).

$$W = \hat{\beta}_i^2 / (sh\hat{\beta}_i)^2 \quad (14)$$

2.6 Modelin Uyum İyiliğinin Değerlendirilmesi

Bağımlı değişkenin gözlenen ve beklenen değerlerinin karşılaştırılması yardımıyla modelin uyumu yani modelin veri setini ne kadar iyi temsil ettiği değerlendirilebilmektedir. Bu doğrultuda Pearson X^2 , sapma istatistiği ve Hosmer-Lemeshow testleri kullanılabilir. Literatürde yeterli örneklem büyüklüğü ($n>400$) olduğunda daha etkin sonuçlar verdiği için daha çok tercih edilen Hosmer-Lemeshow testinde, bağımlı değişkenin tahmin edilen olasılık değerleri kullanılmaktadır. Tahmin edilen olasılık değerleri önce küçükten büyüğe sıralanmakta ve k alt gruba (genelde 10) bölünmekte ve sonra her alt grupta gözlenen ve beklenen değerler hesaplanarak ki-kare hesap değeri elde edilmektedir (Alpar, 2011: s. 625). X_{HL}^2 hesap değeri (k-2) serbestlik derecesi ile ki-kare dağılımına uymaktadır (Hosmer et al. 2013: p. 157).

$$X_{HL}^2 = \sum_{k=1}^g \frac{(O_{1k} - E_{1k})^2}{E_{1k}(1 - \gamma_k)} \quad (15)$$

Burada, g, grup sayısı; O_{1k} , Y=1 olduğunda gruptaki gözlem sayısı; E_{1k} , k. gruptaki toplam beklenen frekans ve γ_k ise k. gruptaki ortalama beklenen tahmin değeridir. X_{HL}^2 değeri, ilgili ki-kare tablo değerinden küçük olduğunda ($p>0,05$) modelin uyumunun iyi olduğuna karar verilir (Hosmer et al. 2013: p. 158).

2.7 Modelin Yeterliliğinin Değerlendirilmesi

Logit modelin yeterliliğinin saptanabilmesi için açıklayıcılık katsayısının bulunması, artıkların (hata terimlerinin) incelenmesi (etkili, uzak ve aykırı gözlemlerin belirlenebilmesi için) ve çoklu bağlantı durumunun irdelenmesi gerekmektedir (Alpar, 2011: s. 646).

2.7.1 Aykırı Gözlemler

Regresyon modelinin uyumunun artıklar aracılığıyla incelenmesinde ham artıklar, Pearson artıklar, logit artıklar ve sapma artıklar kullanılabilirse de literatürde daha kararlı değerler sunan standardize edilmiş sapma artıklar ve student türü sapma artıkların kullanımı tercih edilmektedir. Buna göre, artık değerleri 3'ten büyük olan gözlemler aykırı gözlem olup modelden çıkarılır. Diğer taraftan, artık değerleri 2,58'den büyük olan gözlem sayısı toplam gözlem sayısının %1'inden ve artık değerleri 1,96'dan büyük olan gözlem sayısı da toplam gözlem sayısının %5'inden çoksa bu gözlemler de modelden çıkarılarak model yeniden tahmin edilmelidir (Field, 2009: p. 293).

2.7.2 Etkili Gözlemler

Etkili gözlemlerin belirlenmesinde Leverage ve Cook değerleri kullanılmaktadır. Cook değeri 1'den büyük olan gözlemler genel eğilimin dışında olan etkili gözlemler olup modelden çıkarılmalı ve model yeniden tahmin edilmelidir (Field, 2009: p. 293).

2.7.3 Açıklayıcılık Katsayısı

En küçük kareler yöntemine dayanan doğrusal regresyon modellerindeki R^2 , açıklanan varyansa bağlı olarak uyumun bir göstergesidir. Ancak, nitel tercih modelleri için geliştirilmiş farklı pseudo (yalancı) R^2 katsayıları ise benzerlik oranlarına dayanan açıklayıcılık katsayılarıdır (Çağlayan ve Astar, 2010). Bu katsayılar genellikle çok küçük çıkma eğilimindedir ve bu sebeple dikkatlice yorumlanmalıdır. Bu doğrultuda 0,20 ile 0,40 arası katsayı değerleri modelin uyumu için yeterli görülmektedir. Ancak bu katsayılar modelin uyumundan ziyade farklı modellerin performansını karşılaştırmak için kullanılmaktadır. Literatürde en sık kullanılan pseudo R^2 istatistikleri, Mc Faden R_{MF}^2 , Cox-Snell R_{CS}^2 ve Cox-Snell R_{CS}^2 en büyük değer olarak 1'e ulaşamadığı için onun düzeltme uygulanmış biçimi olan Nagelkerke R_N^2 (Nagelkerke, 1991: p. 692) değeridir.

$$R_{CS}^2 = 1 - e^{[-2/n(LL(yeni\ model)) - (LL(temel\ model))]}$$

$$R_N^2 = R_{CS}^2 / [1 - e^{(2LL(temel\ model))/n}] \quad (16)$$

3. Bulgular

Analizde öncelikle otomobil sahibi olma durumu ile bağımsız değişkenler arasında ilişki olup olmadığının önsel olarak belirlenebilmesi amacıyla 2014 Hanehalkı İşgücü Anketi'nde yer alan seçili 11 bağımsız değişkene ilişkin sorulara eksiksiz yanıt veren 51.403 kişi kıkare bağımsızlık testi yapılmıştır. Tablo 3'e bakıldığında, *medeni durum* değişkeni ile iş bulma yöntemi arasında ki-kare bağımsızlık testi açısından anlamlı bir ilişki olmadığı görülmektedir ($p > 0,05$). Ancak, değişkene ait p değeri 0,25'ten küçük olduğu için yine de bu değişken modele alınmıştır.

Tablo 3: Ki-Kare Testi Sonuçları

Değişkenler	Ki-Kare Değeri	Serbestlik Der.	p değeri (wald)
1: Bölge	1220,28	12	,000
2: Yaş	283,49	6	,000
3: Eğitim Düzeyi	1159,99	6	,000
4: SGK Kayıtlılık Durumu	1547,95	2	,000
5: Gelir Düzeyi (₺)	972,44	6	,000
6: İş Sürekliliği	1007,24	2	,000

7: Çalışma Şekli	211,62	2	,000
8: İdari Sorumluluğun Varlığı	128,49	2	,036
9: İş Türü	200,32	2	,000
10: Medeni Durum	5,46	2	,065
11: Cinsiyet	87,19	2	,000

Tablo 4: Çoklu Doğrusal Bağlantının Sınanması

Değişkenler	Tolerans Değeri	VIF
1: Bölge	,889	1,125
2: Yaş	,829	1,207
3: Eğitim Düzeyi	,691	1,448
4: SGK Kayıtlılık Durumu	,718	1,392
5: Gelir Düzeyi (₺)	,773	1,294
6: İş Sürekliliği	,680	1,471
7: Çalışma Şekli	,882	1,134
8: İdari Sorumluluğun Varlığı	,929	1,076
9: İş Türü	,723	1,383
10: Cinsiyet	,934	1,070
11: Medeni Durum	,600	1,665

Logit modelin çoklu doğrusal bağlantı olmaması varsayımının sınanması için ise Tablo 4'te yer alan tolerans ve varyans şişirme çarpanı (VIF) değerleri elde edilmiştir. Buna göre VIF değerlerinin tümü 5'in altında (dolayısıyla tolerans değerleri 0,20'nin üstünde) olduğu için çoklu doğrusal bağlantı sorunu olmadığı görülmüştür. Diğer taraftan, logit modelde yer alacak sürekli yapıdaki bağımsız değişkenler kategorik biçime dönüştürüldükleri için logit ile sürekli bağımsız değişkenler arasında doğrusal bir ilişki olmalı varsayımının sınanmasına gerek kalmamıştır.

Bu çalışmada, herhangi bir teori test edilmediği ve hanehalkına ilişkin mevcut değişkenleri içeren önsel bir modele literatürde rastlanılmadığı için adımsal bir tekniğin kullanılması tercih edilmiştir. Diğer taraftan, çok sayıda değişken olması sebebiyle muhtemel bir baskılayıcı etki (bir başka değişken(ler) modelde olduğunda ilgili değişkenin anlamlı bulunması durumu) sorunu ile karşılaşmamak adına adımsal yöntemlerden geriye doğru seçim tekniği kullanılmıştır. Ayrıca, geriye doğru seçimli adımsal teknikte de değişkenlerin modele alınmasında ya da modelden çıkarılmasında benzerlik istatistiği (log-likelihood) tercih edilmiştir. Çünkü skor ve wald testi ile adımsal süreç işletildiğinde elde edilen sonuçlar regresyon katsayılarının ve onlara ait standart hataların büyüklüğüne daha fazla duyarlıdır (Field, 2009: p. 293).

Logit modele ilişkin tutarlı parametre tahminlerinin elde edilebilmesi için öncelikle model yeterliliğinin saptanmasında da kullanılan etkili, uzak ve aykırı gözlemlerin var olup olmadığının artıkların (hata terimlerinin) incelenmesi aracılığıyla araştırılması

gerekmektedir. Analiz sonucunda bu tür gözlemlerle karşılaşılması halinde, ilgili gözlemler veri setinden çıkarılarak analiz yeniden yapılmalıdır. Bu doğrultuda, öncelikle 51.403 veri ve 11 bağımsız değişkenden hareketle geriye doğru adımsal eleme (backward LR) yöntemi kullanılarak multinominal logit analizi yapılmıştır. Analize göre, 1,96'dan ve 2,58'den daha büyük artık değerlere sahip olan gözlemlerin sayısı toplam gözlem sayısının (51.403) sırasıyla %1'inden ve %5'inden büyük olmadığı için bu gözlemler aykırı gözlem olarak nitelendirilmemiştir. Etkili gözlemlerin belirlenmesinde ise, Cook değerleri kullanılmış ve Cook değeri 1'den büyük olan gözlem tespit edilmemiştir. Diğer taraftan, gözlemlere ait standardize edilmiş sapma artıklar ile student türü sapma artıkların 3'ten büyük olmadığı da görülmüştür. Analiz sonucunda, aykırı ve etkili gözlem tespit edilmemiştir.

Elde edilen modelde, bağımsız değişkenlerin belirli bir değer aralığı için bağımlı değişkenin 0, diğer aralık için ise bağımlı değişkenin 1 değerini aldığı bir durumla karşılaşmadığı için tam ayrışım sorunu olmadığı görülmüştür. Diğer taraftan sapma ki-kare değerinden hareketle elde edilen yayılım istatistiği de $(12.482,46/13.414=0,93)$ 2'den küçük ve 1'e çok yakın oldukları için önemli derecede bir aşırı yayılım sorunu olmadığı da görülmektedir.

Geriye doğru eleme yönteminin birinci adımında modelden çıkarıldığında modelin anlamlılık düzeyini azaltmayan ($p=0,161 > 0,05$) ve ki-kare testinde de zaten anlamlı sonuç vermemiş olan medeni durum değişkeni elenerek multinominal logit model elde edilmiştir. Multinominal regresyon modelinin geçerliliği benzerlik oranı testi (likelihood ratio test) ile sınanmış ve modelin geçerli/anlamlı bir model olduğu sonucuna varılmıştır ($\chi^2= 40945,46$ ve $p < 0,05$). Buna göre, her bir kategori için β katsayılarının ve değişkenlere ait odds oranlarının farklı değerler aldıkları kabul edilebilmektedir. Çünkü multinominal regresyon modelinde, her bir bağımsız değişkenin bağımlı değişken üzerindeki etkisinin her bir kategori için farklı olduğu kabul edilmektedir.

Elde edilen multinominal logit modelde, bağımlı değişkenin ilk kategorisi olan “kendi imkânlarıyla iş bulma yöntemi” referans kategori olarak belirlenmiş ve Tablo 5 ve Tablo 6'da yer alan parametre tahminleri de bu doğrultuda yorumlanmıştır.

“İŞKUR ve Özel İstihdam Büroları Aracılığıyla İş Bulma” ile “Kendi İmkânları ile İş Bulma” yöntemlerinin karşılaştırıldığı Tablo 5'te yer alan değişkenlere ait yorumlamalar şöyledir:

➤ **Gelir:** Gelir değişkeni tüm düzeyler için istatistiki olarak anlamlıdır ($p<0,05$). “İŞKUR ve Özel İstihdam Büroları Aracılığıyla İş Bulma” olasılığı “Kendi İmkânları ile İş Bulma” olasılığından; (<1000) gelir düzeyinde 2,94 kat fazla, (1000-1500) gelir düzeyinde 1,21 kat fazla, (1500-2000) gelir düzeyinde ise 1,1 kat fazladır (>2000 gelir düzeyi referans kategoridir).

➤ **Çalışma Şekli:** Çalışma şekli değişkeni, tüm düzeyler için istatistiki olarak anlamlıdır ($p<0,05$). “İŞKUR ve Özel İstihdam Büroları Aracılığıyla İş Bulma” olasılığı “Kendi İmkânları ile İş Bulma” olasılığından; tam zamanlı çalışma düzeyinde 7,1 kat fazladır (yarı zamanlı çalışma düzeyi referans kategoridir).

➤ **İdari Sorumluluk:** İdari sorumluluk değişkeni tüm düzeyler için istatistiki olarak anlamlıdır ($p<0,05$). “İŞKUR ve Özel İstihdam Büroları Aracılığıyla İş Bulma” olasılığı “Kendi İmkânları ile İş Bulma” olasılığından; idari sorumluluğu olanlar düzeyinde 1,4 kat fazladır (çalıştığı iş yerinde idari sorumluluğu olmayanlar düzeyi referans kategoridir).

➤ **Eğitim:** Eğitim düzeyi değişkeni tüm düzeyler için istatistiki olarak anlamlıdır ($p<0,05$). “İŞKUR ve Özel İstihdam Büroları Aracılığıyla İş Bulma” olasılığı “Kendi İmkânları ile İş Bulma” olasılığından; ilkokul ve altı eğitim düzeyinde 1,1 kat fazla, ortaokul eğitim düzeyinde 1,08 kat fazla, lise eğitim düzeyinde ise 1,03 kat fazladır (yüksekokul ve üzeri eğitim düzeyi referans kategoridir).

➤ **Cinsiyet:** Cinsiyet değişkeni tüm düzeyler için istatistiki olarak anlamlıdır ($p<0,05$). “İŞKUR ve Özel İstihdam Büroları Aracılığıyla İş Bulma” olasılığı “Kendi İmkânları ile İş Bulma” olasılığından; erkeklerde 0,59 kat azdır ya da diğer bir ifadeyle kadınlarda erkeklere göre 1,7 kat (1/0,585) fazladır (kadın düzeyi referans kategoridir).

➤ **Bölge:** İkamet edilen bölge değişkeni tüm düzeyler için istatistiki olarak anlamlıdır ($p<0,05$). “İŞKUR ve Özel İstihdam Büroları Aracılığıyla İş Bulma” olasılığı “Kendi İmkânları ile İş Bulma” olasılığından; Güneydoğu Anadolu bölgesi düzeyinde 1,62 kat fazla, Doğu Anadolu bölgesi düzeyinde 1,7 kat fazla, Karadeniz bölgesi düzeyinde 1,26 kat fazla, İç Anadolu bölgesi düzeyinde 0,76 kat az ya da diğer bir ifadeyle Marmara bölgesinde İç Anadolu’ya göre 1,3 kat (1/0,764) fazla, Akdeniz bölgesi düzeyinde 1,21 kat fazla, Ege bölgesi düzeyinde 0,64 kat az ya da diğer bir ifadeyle Marmara bölgesinde Ege’ye göre 1,56 kat fazladır (1/0,641) (Marmara bölgesi düzeyi referans kategoridir).

➤ **Yaş:** Yaş düzeyi değişkeni 15-24 yaş düzeyi hariç ($0,606>0,05$) tüm düzeyler için istatistiki olarak anlamlıdır ($p<0,05$). “İŞKUR ve Özel İstihdam Büroları Aracılığıyla İş Bulma” olasılığı “Kendi İmkânları ile İş Bulma” olasılığından; 25-34 yaş düzeyinde 1,5 kat fazla, 35-44 yaş düzeyinde 1,4 kat fazladır (45 ve üzeri yaş grubu düzeyi referans kategoridir).

➤ **İş Yeri Türü:** İş yeri türü değişkeni tüm düzeyler için istatistiki olarak anlamlıdır ($p<0,05$). “İŞKUR ve Özel İstihdam Büroları Aracılığıyla İş Bulma” olasılığı “Kendi İmkânları ile İş Bulma” olasılığından; düzenli olmayan iş yerleri düzeyinde 0,15 kat azdır ya da diğer bir ifadeyle düzenli olan iş yerlerinde 6,67 kat (1/0,15) fazladır (düzenli iş yerleri referans kategoridir).

➤ **Kayıtlılık:** Çalışılan iş yerinde yasal olarak kayıtlılık değişkeni tüm düzeyler için istatistiki olarak anlamlıdır ($p<0,05$). “İŞKUR ve Özel İstihdam Büroları Aracılığıyla İş Bulma” olasılığı “Kendi İmkânları ile İş Bulma” olasılığından; kayıtlı olarak çalışanlar düzeyinde 28,2 kat fazladır (kayıt dışı olarak çalışma düzeyi referans kategoridir).

➤ **İş Sürekliliği:** Çalışılan işin sürekliliği değişkeni tüm düzeyler için istatistiki olarak anlamlıdır ($p<0,05$). “İŞKUR ve Özel İstihdam Büroları Aracılığıyla İş Bulma” olasılığı “Kendi İmkânları ile İş Bulma” olasılığından; sürekli işler düzeyinde 0,328

kat azdır ya da diğer bir ifadeyle geçici/sınırlı süreli işlerde 3,1 kat (1/0,328) fazladır (geçici/sınırlı işler referans kategoridir).

Tablo 5 – Karşılaştırma 1 için Parametre Tahminleri

İş Bulma Yöntemi ^a	Değişken ve Düzeyleri	p değeri	Odds Oranı Exp (β)
İŞKUR/Özel İstihdam Ofisi Aracılığıyla	Sabit Terim	,000*	
	Gelir	<1000	,000* 2,939
		1000-1500	,003* 1,205
		1500-2000	,041* 1,053
		>2000	referans kategorisi
	Çalışma Şekli	Tam Zamanlı	,000* 7,140
		Yarı Zamanlı	referans kategorisi
	İdari Sorumluluk	Evet	,020* 1,385
		Hayır	referans kategorisi
	Eğitim	İlkokul ve altı	,043* 1,103
		Ortaokul	,005* 1,075
		Lise	,468 1,029
		Yüksekokul ve üzeri	referans kategorisi
	Cinsiyet	Erkek	,000* ,585
		Kadın	referans kategorisi
	Bölge	Güneydoğu Anadolu	,000* 1,620
		Doğu Anadolu	,000* 1,702
		Karadeniz	,016* 1,262
		İç Anadolu	,008* ,764
		Akdeniz	,036* 1,209
	Ege	,000* ,641	
	Marmara	referans kategorisi	
Yaş	15-24	,606 1,061	
	25-34	,000* 1,503	
	35-44	,001* 1,411	
	45 ve üzeri	referans kategorisi	
İş Yeri Türü vb.	Tarla, Bahçe, Pazar, Seyyar, Ev	,000* ,150	
	Düzenli İş (Büro, Mağaza,	referans kategorisi	
Kayıtlılık	Evet	,000* 28,210	
	Hayır	referans kategorisi	
İş Sürekliliği	Sürekli	,000* ,328	
	Geçici/Sınırlı Süreli	referans kategorisi	

a. Kendi imkanlarıyla iş bulma yöntemi referans kategoridir. *p < 0,05

“Akraba, Eş ve Dost Aracılığıyla İş Bulma” ile “Kendi İmkânları ile İş Bulma” yöntemlerinin karşılaştırıldığı Tablo 6’da yer alan değişkenlere ait yorumlamalar şöyledir:

➤ **Gelir:** Gelir değişkeni tüm düzeyler için istatistiki olarak anlamlıdır (p<0,05). “Akraba, Eş ve Dost Aracılığıyla İş Bulma” olasılığı “Kendi İmkânları ile İş Bulma” olasılığından; (<1000) gelir düzeyinde 1,95 kat fazla, (1000-1500) gelir düzeyinde 1,85 kat fazla, (1500-2000) gelir düzeyinde ise 1,67 kat fazladır (>2000 gelir düzeyi referans kategoridir).

➤ **Çalışma Şekli:** Çalışma şekli değişkeni tüm düzeyler için istatistiki olarak anlamlıdır (p<0,05). “Akraba, Eş ve Dost Aracılığıyla İş Bulma” olasılığı “Kendi İmkânları ile İş Bulma” olasılığından; tam zamanlı çalışanlar düzeyinde 0,856 kat azdır ya da diğer bir ifadeyle yarı zamanlı çalışanlarda tam zamanlı çalışanlara göre 1,17 kat (1/0,856) fazladır (yarı zamanlı çalışma düzeyi referans kategoridir).

➤ **İdari Sorumluluk:** İdari sorumluluk değişkeni tüm düzeyler için istatistiki olarak anlamlıdır (p<0,05). “Akraba, Eş ve Dost Aracılığıyla İş Bulma” olasılığı “Kendi İmkânları ile İş Bulma” olasılığından; idari sorumluluğu olanlar düzeyinde 0,940 kat azdır ya da diğer bir ifadeyle çalıştığı işte idari sorumluluğu olmayanlarda idari sorumluluğu olanlara göre 1,06 kat (1/0,940) fazladır (çalıştığı iş yerinde idari sorumluluğu olmayanlar düzeyi referans kategoridir).

➤ **Eğitim:** Eğitim düzeyi değişkeni tüm düzeyler için istatistiki olarak anlamlıdır (p<0,05). Akraba, Eş ve Dost Aracılığıyla İş Bulma” olasılığı “Kendi İmkânları ile İş Bulma” olasılığından; ilkokul ve altı eğitim düzeyinde 1,67 kat fazla, ortaokul eğitim düzeyinde 1,48 kat fazla, lise eğitim düzeyinde ise 1,28 kat fazladır (yüksekokul ve üzeri eğitim düzeyi referans kategoridir).

➤ **Cinsiyet:** Cinsiyet değişkeni tüm düzeyler için istatistiki olarak anlamlıdır (p<0,05). Akraba, Eş ve Dost Aracılığıyla İş Bulma” olasılığı “Kendi İmkânları ile İş Bulma” olasılığından; erkeklerde 1,05 kat fazladır (kadın düzeyi referans kategoridir).

➤ **Bölge:** İkamet edilen bölge değişkeni tüm düzeyler için istatistiki olarak anlamlıdır (p<0,05). Akraba, Eş ve Dost Aracılığıyla İş Bulma” olasılığı “Kendi İmkânları ile İş Bulma” olasılığından; Güneydoğu Anadolu bölgesi düzeyinde 1,42 kat fazla, Doğu Anadolu bölgesi düzeyinde 1,15 kat fazla, Karadeniz bölgesi düzeyinde 1,005 kat fazla, İç Anadolu bölgesi düzeyinde 0,902 kat az ya da diğer bir ifadeyle Marmara bölgesinde İç Anadolu’ya göre 1,11 kat (1/0,902) fazla, Akdeniz bölgesi düzeyinde 1,89 kat fazla, Ege bölgesi düzeyinde 1,05 kat fazladır (Marmara bölgesi düzeyi referans kategoridir).

➤ **Yaş:** Yaş düzeyi değişkeni tüm düzeyler için istatistiki olarak anlamlıdır (p<0,05). Akraba, Eş ve Dost Aracılığıyla İş Bulma” olasılığı “Kendi İmkânları ile İş Bulma” olasılığından; 15-24 yaş düzeyinde 1,26 kat fazla, 25-34 yaş düzeyinde 1,09 kat fazla, 35-44 yaş düzeyinde 1,08 kat fazladır (45 ve üzeri yaş grubu düzeyi referans kategoridir).

➤ **İş Yeri Türü:** İş yeri türü değişkeni tüm düzeyler için istatistiki olarak anlamlıdır (p<0,05). Akraba, Eş ve Dost Aracılığıyla İş Bulma” olasılığı “Kendi İmkânları ile İş

Bulma” olasılığında; düzenli olmayan iş yerleri düzeyinde 0,58 kat azdır ya da diğer bir ifadeyle düzenli olan iş yerlerinde 1,72 kat (1/0,58) fazladır (düzenli iş yerleri referans kategoridir).

➤ **Kayıtlılık:** Çalışılan iş yerinde yasal olarak kayıtlılık değişkeni tüm düzeyler için istatistiki olarak anlamlıdır ($p<0,05$). Akraba, Eş ve Dost Aracılığıyla İş Bulma” olasılığı “Kendi İmkânları ile İş Bulma” olasılığında; kayıtlı olarak çalışanlar düzeyinde 1,7 kat fazladır (kayıt dışı olarak çalışma düzeyi referans kategoridir).

➤ **İş Sürekliliği:** Çalışılan işin sürekliliği değişkeni tüm düzeyler için istatistiki olarak anlamlıdır ($p<0,05$). Akraba, Eş ve Dost Aracılığıyla İş Bulma” olasılığı “Kendi İmkânları ile İş Bulma” olasılığında; sürekli işler düzeyinde 0,651 kat azdır ya da diğer bir ifadeyle geçici/sınırlı süreli işlerde 1,54 kat (1/0,651) fazladır (geçici/sınırlı işler referans kategoridir).

Tablo 6 – Karşılaştırma 2 için Parametre Tahminleri

İş Bulma Yöntemi ^a	Değişken ve Düzeyleri	p değeri	Odds Oranı Exp (β)
Akraba, Eş ve Dost Aracılığıyla	Sabit Terim	,000*	
	Gelir	<1000	,000* 1,947
		1000-1500	,000* 1,846
		1500-2000	,000* 1,670
		>2000	referans kategori
	Çalışma Şekli	Tam Zamanlı	,000* ,856
		Yarı Zamanlı	referans kategori
	İdari Sorumluluk	Evet	,002* ,940
		Hayır	referans kategori
	Eğitim	İlkokul ve altı	,000* 1,671
		Ortaokul	,000* 1,482
		Lise	,000* 1,283
		Yüksekokul ve üzeri	referans kategori
	Cinsiyet	Erkek	,030* 1,051
		Kadın	referans kategori
	Bölge	Güneydoğu Anadolu	,000* 1,420
		Doğu Anadolu	,000* 1,154
		Karadeniz	,040* 1,005
		İç Anadolu	,001* ,902
		Akdeniz	,000* 1,890
	Ege	,012* 1,053	
	Marmara	referans kategori	
Yaş	15-24	,000* 1,261	
	25-34	,007* 1,090	

	35-44 45 ve üzeri	,009* referans kategori	1,080
İş Yeri Türü Seyyar, Ev vb.	Tarla, Bahçe, Pazar, Düzenli İş (Büro, Mağaza,	,000* referans kategori	,580
Kayıtlılık	Evet Hayır	,000* referans kategori	1,704
İş Sürekliliği	Sürekli Geçici/Sınırlı Süreli	,000* referans kategori	,651

a. Kendi imkanlarıyla iş bulma yöntemi referans kategoridir. * $p < 0,05$

4. Sonuç

Bu çalışmanın temel amacı, işgücünün yapısal özellikleri ile iş bulma yöntemleri arasındaki ilişkiyi incelemek ve özellikle 2000’li yıllarda işgücü piyasasında daha aktif görevler üstlenen Türkiye İş Kurumu ve özel istihdam bürolarının hangi özellikteki işsizler için yeterli aracılık hizmetini yerine getiremediği ortaya çıkarmaktır. Böylece, eksik ve yetersiz aracılık faaliyeti sunulan işsizlere ilişkin ilgili kurum ve kuruluşların gerekli planlamaları yapabilmelerine de destek olunabileceği umulmaktadır.

.Geriye adimsal Multinomial regresyon modeli ile elde edilen bulgulara göre, sadece “İŞKUR ve Özel İstihdam Büroları Aracılığıyla İş Bulma” ile “Kendi İmkânları ile İş Bulma” yöntemlerinin karşılaştırıldığı 1. karşılaştırmada; eğitim düzeyi değişkeninde lise düzeyi, yaş değişkeninde ise 15-24 yaş grubu düzeyi istatistiki olarak anlamsız çıkmıştır. 1. karşılaştırmada geriye kalan tüm değişken ve düzeyler ile “Akraba, Eş ve Dost Aracılığıyla İş Bulma” ile “Kendi İmkânları ile İş Bulma” yöntemlerinin karşılaştırıldığı 2. Karşılaştırmadaki tüm değişken ve düzeyler istatistiki olarak anlamlı sonuç vermiştir ($p < 0,05$).

Çalışmada elde edilen bulgular neticesinde, İş Bulma Yöntemleri ile İşgücü Yapısı Arasındaki İlişki Tablo 7’de özet olarak sunulmuştur. Tablonun değerlendirilmesinde dikkat edilmesi gereken husus, ilgili özelliklere sahip işgücünün tamamının değil dikkate değer bir bölümün iş bulma yöntemlerine göre bu sınıflandırmaya uyduğudur.

Tablo 7: İş Bulma Yöntemleri ile İşgücü Yapısı Arasındaki

Değişken/İş Bulma Kanalı	İŞKUR ve Özel İstihdam Büroları Aracılığıyla	Akraba, Eş ve Dost Aracılığıyla	Kendi İmkânlarıyla
Gelir Düzeyi	Düşük-Orta	Düşük-Orta	Orta-Yüksek
Çalışma Şekli	Tam Zamanlı	Yarı Zamanlı	Yarı-Tam Zamanlı
İdari Sorumluluk	Görece Daha Fazla	Görece Daha Az	Görece En Fazla
Eğitim Düzeyi	Düşük-Orta	Orta	Orta-Yüksek
Cinsiyet	Kadın	Erkek	Kadın-Erkek
Bölge	Ege-İç Anadolu Hariç	İç Anadolu Hariç	Belirgin Fark Yok
Yaş Düzeyi	25-34 ve 35-44	15-24	45 ve üzeri
İş Yeri Türü	Düzenli	Düzenli	Düzensiz İşler
Kayıtlılık	Çok Yüksek	Yüksek	Düşük
İş Sürekliliği	Geçici-Sınırlı Süreli	Geçici-Sınırlı Süreli	Sürekli

Tablo 7’de yer alan sonuçlar bize şu sonuçları göstermektedir:

- ✓ Kendi imkânlarıyla işe yerleşenlerin genellikle orta yaş ve üzeri işgücü talep edilmesi, kayıt dışılık ve işin düzensizliği açısından görece daha fazla zorlukla karşılaştıklarını, diğer açılardan ise daha esnek bir piyasaya sahip olduklarını göstermektedir.
- ✓ Akraba, eş ve dost aracılığıyla işe yerleşenlerin genellikle genç yaşta ve erkek işgücü talep edilmesi ve işin geçici/sınırlı süreli, idari sorumluluk istemeyen ve yarı zamanlı olabilmesi açılarından görece daha fazla zorluklarla karşılaştıkları görülmektedir. Öte yandan, görece daha çok düzenli ve kayıt içi iş imkânları sunulması ise bu grubun en önemli avantajlarıdır.
- ✓ İŞKUR ve Özel İstihdam Bürosu aracılığıyla işe yerleşenlerin genellikle orta yaşta ve kadın işgücü talep edilmesi ve işin geçici/sınırlı süreli, tam zamanlı, düşük eğitim seviyesine yönelik ve düşük gelir elde etme imkânı sunması açılarından görece daha fazla zorluklarla karşılaştıkları görülmektedir. Öte yandan, görece daha çok düzenli, idari sorumluluk alınabilecek, tam zamanlı ve kayıt içi iş imkânları sunulması ise bu grubun en önemli avantajlarıdır.

Sonuç itibariyle İŞKUR ve ona bağlı olarak faaliyet gösteren özel istihdam kurumlarının ağırlıklı olarak sadece belirli profildeki işsizleri işe yerleştirmemesi, yarı-tam zamanlı, genç-yaşlı, geçici-sürekli, düşük-yüksek eğitim seviyeli ve gelirlili iş imkânlarını olabildiğince çok alternatifli olarak iş arayanlara sunabilmesi gerekmektedir. Ancak bu durumda, kayıt dışı istihdam azaltılabilecek ve beşeri sermaye daha etkin kullanılabilmiş olacaktır.

Kaynakça

- Alpar, R. (2011). *Çok değişkenli istatistiksel yöntemler* (3. Baskı), Ankara: Detay Yayıncılık.
- Çağlayan, E. & Astar, M. (2010). Logit ve probit modellerinde uyum iyiliği ölçütleri. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 12(2), ss. 1-12.
- Dajcman, S. (2013). Co-Exceedances in eurozone stock markets-a multinomial logit analysis of contagion. *Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research*, 47(1), pp. 259-273.
- Field, A. (2009). *Discovering statistics using SPSS* (3rd ed.). ABD: Sage Publications.
- Hosmer, D.W. & Lemeshow, S. (2000). *Applied logistic regression* (2nd ed.). New York, USA: John Wiley & Sons, Inc.
- Hosmer, J.D.W., Lemeshow, S. & Sturdivant, R.X. (2013). *the Multiple logistic regression model, in applied logistic regression* (3rd ed.). Hoboken, NJ, USA: John Wiley & Sons, Inc.
- Liao, T.F. (1994). *Interpreting probability models, logit, probit and other generalized linear models, series: quantitative applications in the social sciences*, California, USA: Sage Publications
- Long, J.S. & Freese, J. (2006). *Regression models for categorical dependent variables using Stata*. Stata press.
- Nagelkerke, N.J.D. (1991). a Note on a general definition of the coefficient of determination. *Biometrika*, 78(3), pp. 691–692.
- Powers, D.A. & Xie, Y. (1999). *Statistical methods for categorical data analysis*. ABD: Academic Press.
- Şıklar, E., Yılmaz, V., Coşkun, D. (2011). Eskişehir'deki üniversitelerde görevli akademik personelin iş Tatmini ve duygusal tükenmişliklerinin log-linear modeller 19ve correspondence analizi ile incelenmesi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 26 (2), ss. 113-134.
- TÜİK, (2014), Hanehalkı İşgücü İstatistikleri Mikro Veri Seti
- Zortuk, M., Koc, E. & Bayrak, S. (2014). Analysis of households' purchasing criteria: Multinomial Logistic Regression Analysis Approach. *Dumlupınar University Journal of Social Sciences (ISEOS 2013 Special Issue)*, pp. 163-176.